

ANALIZA OCENY RANGI WAŻNOŚCI PARAMETRÓW KONSTRUKCYJNYCH I EKSPLOATACYJNYCH UKŁADÓW MASZYNOWYCH Z ZASTOSOWANIEM MODELI REGRESJI WIELOKROTNEJ

Marian A. PARTYKA, Rafał ŁUSZCZYNA

Streszczenie: W opracowaniu przedstawiono koncepcję szczegółowej oceny i szerszej analizy rangi ważności parametrów konstrukcyjnych i eksploatacyjnych układów maszynowych. Zaprezentowano na przykładzie interpolowanych danych pomiarowych pompy wirowej śmigłowej algorytm prognostyczny stanowiący skojarzoną integrację logicznych drzew decyzyjnych i klasycznej metody analizy regresji wielokrotnej.

Słowa kluczowe: regresja wielokrotna, logiczne drzewa decyzyjne, ranga ważności parametrów, modelowanie.

1. Wprowadzenie

Optymalizacja dyskretna układów maszynowych bazująca na logicznych drzewach decyzyjnych ma na celu wyznaczenie hierarchicznej rangi ważności parametrów konstrukcyjnych i eksploatacyjnych. Tego typu podejście daje wytyczne co do kolejności podejmowanych decyzji, aby proces optymalizacyjny określony z góry pewną funkcją celu przebiegał prawidłowo. Jednakże metoda tego typu nie daje odpowiedzi jakościowych. W związku z tym, aby uzupełnić zbiór rozwiązań dyskretnych zaproponowano w opracowaniu integrację logicznych drzew decyzyjnych i metody analizy regresji wielokrotnej. Takie działanie umożliwia jakościową ocenę rangi ważności parametrów konstrukcyjnych i eksploatacyjnych rozpatrywanych układów.

W literaturze brak jest modeli (metod, algorytmów) związanych z prognozowaniem jakościowym tego typu. Analiza wyników danej pracy świadczy o prawidłowości zastosowania tego typu oceny.

2. Zastosowanie wielowartościowych drzew logicznych w określaniu rangi ważności parametrów konstrukcyjnych i eksploatacyjnych pompy wirowej śmigłowej z uwzględnieniem interpolacji danych pomiarowych

Obiektem badań eksperymentalnych była turbina doświadczalna opracowana z wykorzystaniem konstrukcji seryjnie produkowanej pompy wirowej śmigłowej 25P21–2 Warszawskiej Fabryki Pomp i Armatury WAFAPOMP S.A. [1, 2].

Badania przeprowadzono dla różnych kątów łopatek wirnika φ [°], prędkości obrotowej n [1/min], przepływu Q [m³/min], mocy N [kW], wysokości H [m] i sprawności η [%]. Wyniki pomiarów podano w tabeli 1 [1].

Tab. 1. Parametry znamionowe śmigłowej turbiny doświadczanej [1, 2, 3, 4, 5, 6]

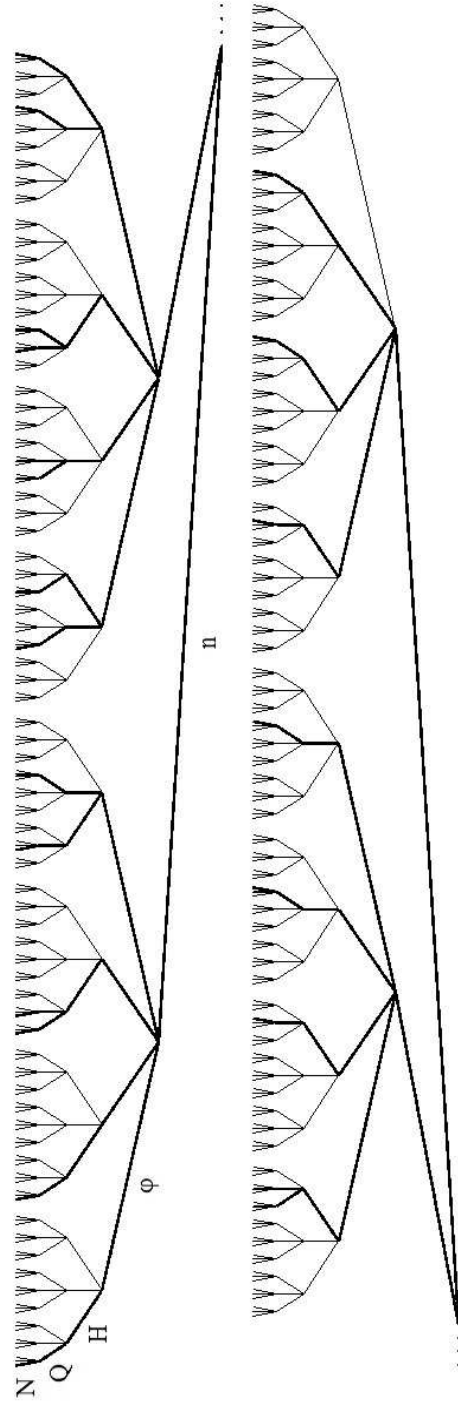
Lp.	φ [°]	n [1/min]	Q [m ³ /min]	H [m]	N [kW]	η [%]
1	21	800	5,96	4,6	2,3	51,1
2	21	1000	7,77	8,5	5,4	50
3	21	1200	7,97	6,8	4,7	52
4	17	800	5,3	4,7	2,2	52,5
5	17	1000	6,4	5,7	3,2	53,3
6	17	1200	7,15	6,7	4,3	54,9
7	17	1400	7,93	7,9	5,4	52,9
8	13	800	4,63	4,3	1,9	58,8
9	13	1000	5,62	6,5	3,6	61,4
10	13	1200	6,3	7,7	4,9	63,6
11	13	1400	7,03	9,3	6,7	63
12	10	800	3,85	4,5	1,5	52,4
13	10	1000	5,09	7,3	3,5	57
14	10	1200	5,54	8,3	4,5	59,7
15	10	1400	5,79	8,2	4,7	63,1

Dotychczasowe opracowania literaturowe przedstawionej śmigłowej turbiny doświadczalnej wyznaczają φ i n jako najważniejsze parametry w procesie projektowania. W szczególności metoda wielowartościowych drzew logicznych z różnym kodowaniem dla opisu zmian arytmetycznych parametrów była wielokrotnie stosowana [1, 7], gdyż podtrzymuje ona wyniki badań eksperymentalnych. Celem zwiększenia liczby danych pomiarowych (występujących na granicy minimalnej liczności próbek) zastosowano liniową interpolację sąsiednich wartości danych pomiarowych z tabeli 1 [2].

W przypadku, gdy każdy parametr konstrukcyjny i/lub eksploatacyjny, przyjmujący wartości liczbowe z określonego przedziału zostanie oznaczony ustaloną zmienną logiczną dwu – lub wielowartościową, to można przeprowadzić dyskretyzację takich przedziałów liczbowych. Zbiór wszystkich kombinacji liczbowych tworzy drzewo wariantów o liczbie pięter równej liczbie parametrów konstrukcyjnych i/lub eksploatacyjnych, gdyż w przypadku tradycyjnego drzewa logicznego na pojedynczym piętrze może być tylko jedna zmienna logiczna. Ilość podprzedziałów danego przedziału oznacza liczbę gałęzi w jednej wiązce gałzkowej, a liczba wszystkich ścieżek z dołu do góry drzewa logicznego odpowiada dokładnie liczbie wszystkich kombinacji wartości dyskretnych rozpatrywanych przedziałów [3, 4, 5].

Jeżeli wszystkie ścieżki tradycyjnego drzewa logicznego oznaczają zbiór wszystkich wariantów teoretycznych procesu optymalizacji dyskretnej, to należy wyodrębnić tylko warianty prawdziwe, czyli realizowalne, tzn. spełniające wymagania optymalizacyjne [3].

Jeśli w drzewach logicznych będzie obliczana liczba gałęzi prawdziwych danego zagadnienia optymalizacji dyskretnej z możliwością zamiany pięter ze zmiennymi logicznymi, przypisanymi konkretnym parametrom konstrukcyjnym i/lub eksploatacyjnym, to tylko drzewa logiczne z najmniejszą liczbą gałęzi prawdziwych opisują jednocześnie rangę ważności takich parametrów od najważniejszego na dole do najmniej ważnego na górze. W przypadku istnienia kilku drzew z najmniejszą liczbą gałęzi prawdziwych należy takie drzewa traktować równoprawnie [3]. Upraszczanie drzew dokonuje się z góry na dół jako wykreślanie pełnych wiązek gałzkowych. Nie mogą także występować gałzki izolowane. Przykład ustalonego optymalnego drzewa logicznego dla układu: $n \varphi HQN$ podano na rys. 1.



Rys. 1. Wielowartościowe drzewo logiczne dla układu: $n \in \mathcal{HQN}$ (liczba gałęzi 82)

Tradycyjne drzewa logiczne z najmniejszą liczbą gałęzi nazywają się optymalne i stanowią konstrukcyjne wytyczne dla projektanta w sensie rangi ważności parametrów konstrukcyjnych i/lub eksploatacyjnych. Oznacza to, że nawet mała zmiana wartości liczbowej arytmetycznej ważnego parametru może spowodować radykalną zmianę (dobrą lub złą) w zachowaniu się badanego układu maszynowego, natomiast nawet duże zmiany wartości liczbowych mało ważnych parametrów nie powodują dużych zmian w zachowaniu się badanego układu [3, 4]. Tego typu podejściem kierowano się również w poprzednich opracowaniach literaturowych [1, 2, 3, 4, 5, 7].

3. Numeryczne problemy doboru typu funkcji dla modelu regresji w analizie oceny rangi ważności parametrów konstrukcyjnych i eksploatacyjnych

W analizie oceny jakościowej rangi ważności oznaczono poszczególne parametry konstrukcyjno-eksploatacyjne za pomocą odpowiednich zmiennych niezależnych: φ – X1, n – X2, Q – X3, H – X4, N – X5, i zmiennej zależnej η – Y1 (sprawność pierwotna – wyliczona na podstawie danych emipycznych).

Ponieważ wszystkie zmienne mają charakter liczbowy, zatem nie ma potrzeby dokonywania żadnych przekształceń danych przed rozpoczęciem analizy. Poniższa tabela przedstawia zbiór wartości liczbowych równań regresji dla odpowiednich zmiennych X_i , i skojarzonych z nimi wartościami Y_n . Indeks r informuje nas o hierarchii ważności danego parametru, wyznaczonej za pomocą wielowartościowych drzew logicznych. Wartości Y_n powstały w wyniku podzielenia pierwotnych wartości zmiennych opisywanych (wartości zależnych sprawności) przez wartość odpowiedniej funkcji regresji dla zmiennej niezależnej X_i , gdyż wykorzystano z literatury model multiplikatywny.

Tab. 2. Wartości liczbowe równań regresji dla układu n φ HQN na podstawie interpolowanych danych pomiarowych z tab. 1.

Lp.	Wartości liczbowe równań regresji $Y_i=f(X_i)$				
	$Y1=f(X2)$	$Y2=f(X1)$	$Y3=f(X4)$	$Y4=f(X3)$	$Y5=f(X5)$
1	53,622360	0,917070	1,010943	1,016527	1,000713
2	54,544230	0,917070	0,998728	1,004049	0,999634
3	55,522100	0,917070	0,996254	0,976613	1,000057
4	56,555970	0,917070	0,995912	0,973099	1,000798
5	57,645840	0,917070	0,996724	0,969537	1,000837
6	53,622360	0,945234	1,014348	1,011691	1,001231
7	54,544230	0,945234	1,019895	1,016644	0,999370
8	55,522100	0,945234	1,013961	1,012794	0,998979
9	56,555970	0,945234	1,004751	1,005879	0,999634
10	57,645840	0,945234	0,997631	0,996486	1,000439
11	58,791710	0,945234	0,995054	0,984439	1,000864
12	59,993580	0,945234	0,997273	0,970967	1,000057
13	53,622360	1,091366	0,994363	0,991629	1,003292
14	54,544230	1,091366	1,018377	1,007901	0,999193
15	55,522100	1,091366	1,000006	1,015734	0,999335
16	56,555970	1,091366	0,995173	1,016527	1,000290
17	57,645840	1,091366	0,996361	1,014075	1,000852
18	58,791710	1,091366	0,996254	1,008392	0,998259

19	59,993580	1,091366	0,963420	0,999782	0,988815
20	53,622360	1,024443	1,006548	0,946117	1,007403
21	54,544230	1,024443	1,010305	0,984324	0,999906
22	55,522100	1,024443	0,995054	1,007159	0,999208
23	56,555970	1,024443	0,996829	1,012043	0,999965
24	57,645840	1,024443	0,997722	1,015035	1,000687
25	58,791710	1,024443	0,997929	1,016008	1,000777
26	59,993580	1,024443	0,997929	1,016560	1,000837

Tab. 3. Zestawienie modeli regresji i odpowiadających im równań wielomianowych dla układu $n \varnothing$ HQN czyli $X_2 X_1 X_4 X_3 X_5$

Y1=f(X2)	Model	$Y_1 = a_1 + a_2 * X_2 + a_3 * X_2^2$
	Równanie	$Y_1 = (48,2634) + (0,0044587) * X_2 + (0,0000028) * X_2^2$
Y2=f(X1)	Model	$Y_2 = a_1 + a_2 * X_1 + a_3 * X_1^2 + a_4 * X_1^3$
	Równanie	$Y_2 = (-2,72084) + (0,7883763) * X_1 + (-0,0523778) * X_1^2 + (0,0010993) * X_1^3$
Y3=f(X4)	Model	$Y_3 = a_1 + a_2 * X_4 + a_3 * X_4^2 + a_4 * X_4^3 + a_5 * X_4^4 + a_6 * X_4^5$
	Równanie	$Y_3 = (-2,62761) + (2,21909) * X_4 + (-0,4880593) * X_4^2 + (0,0447835) * X_4^3 + (-0,001235) * X_4^4 + (-0,0000232) * X_4^5$
Y4=f(X3)	Model	$Y_4 = a_1 + a_2 * X_3 + a_3 * X_3^2 + a_4 * X_3^3 + a_5 * X_3^4$
	Równanie	$Y_4 = (0,314476) + (0,253165) * X_3 + (-0,0215695) * X_3^2 + (-0,0008046) * X_3^3 + (0,0001028) * X_3^4$
Y5=f(X5)	Model	$Y_5 = a_1 + a_2 * X_5 + a_3 * X_5^2 + a_4 * X_5^3$
	Równanie	$Y_5 = (1,041513) + (-0,0347751) * X_5 + (0,0091794) * X_5^2 + (-0,0007706) * X_5^3$

Ostateczną postać równania regresji wielokrotnej dla układu $n \varnothing$ HQN o danej randze ważności parametrów konstrukcyjnych i eksploatacyjnych można przedstawić w następujący sposób:

$$Y = A * Y_1(X_2) * Y_2(X_1) * Y_3(X_4) * Y_4(X_3) * Y_5(X_5) \quad (1)$$

$$\begin{aligned}
Y = A * & [(48,2634) + (0,0044587) * X_2 + (0,0000028) * X_2^2] * \\
& [(-2,72084) + (0,7883763) * X_1 + (-0,0523778) * X_1^2 + (0,0010993) * X_1^3] * \\
& [(-2,62761) + (2,21909) * X_4 + (-0,4880593) * X_4^2 + (0,0447835) * X_4^3 + \\
& (-0,001235) * X_4^4 + (-0,0000232) * X_4^5] * [(0,314476) + (0,253165) * X_3 + \\
& (-0,0215695) * X_3^2 + (-0,0008046) * X_3^3 + (0,0001028) * X_3^4] * \\
& [(1,041513) + (-0,0347751) * X_5 + (0,0091794) * X_5^2 + (-0,0007706) * X_5^3]
\end{aligned} \quad (2)$$

Jak widać na podstawie tabel kolejność czynników danego równania ma decydujący

wpływ na końcowy wynik analizy statystycznej. Kolejne czynniki równania powstają na bazie obliczeń wartości liczbowych sprawności uwzględniających równania wielomianowe zmiennych (parametrów) o wyższej randze ważności. Istotą sprawy jest to, że powyższy model jak i samo równanie są wynikiem końcowym obliczeń uwzględniających rangę ważności danych parametrów. Wartość liczbową parametru A jest uzależniona od dokładności obliczeń (parametrów estymowanych, wartości liczbowych równań regresji, ...), i jego wartość średnia w przybliżeniu wynosi 1. Uwzględnienie tego parametru w modelu ogólnym (1) nie zmienia wyniku równania (2), a tłumaczy on natomiast swoją obecnością zależności fizykalne – tożsamości jednostkowe.

Tab. 4. Wartości liczbowe sprawności dla kolejnych nowych czynników równania (2)

Lp.	$Y_n = Y_{n-1}/Y_i$				
	Y_{II}	Y_{III}	Y_{IV}	Y_V	$A=Y_{VI}$
1	0,952961	1,039136	1,027888	1,011177	1,010456
2	0,927687	1,011578	1,012866	1,008781	1,009151
3	0,900542	0,981978	0,985670	1,009274	1,009216
4	0,901762	0,983307	0,987344	1,014639	1,013830
5	0,902060	0,983633	0,986866	1,017873	1,017022
6	0,979069	1,035796	1,021145	1,009344	1,008104
7	0,969855	1,026048	1,006032	0,989562	0,990186
8	0,959978	1,015599	1,001615	0,988963	0,989974
9	0,956575	1,011998	1,007212	1,001325	1,001692
10	0,952367	1,007547	1,009939	1,013501	1,013056
11	0,916796	0,969914	0,974735	0,990143	0,989288
12	0,881761	0,932850	0,935401	0,963371	0,963316
13	1,096557	1,004757	1,010453	1,018983	1,015639
14	1,101858	1,009614	0,991395	0,983623	0,984418
15	1,105866	1,013286	1,013280	0,997584	0,998248
16	1,105100	1,012584	1,017496	1,000954	1,000664
17	1,103289	1,010925	1,014617	1,000535	0,999683
18	1,076682	0,986546	0,990255	0,982014	0,983727
19	1,050112	0,962200	0,998734	0,998952	1,010251
20	0,977204	0,953888	0,947683	1,001655	0,994294
21	1,002856	0,978928	0,968943	0,984374	0,984466
22	1,026618	1,002123	1,007104	0,999945	1,000738
23	1,032605	1,007968	1,011174	0,999141	0,999177
24	1,035634	1,010924	1,013232	0,998224	0,997538
25	1,044365	1,019447	1,021563	1,005467	1,004687
26	1,051779	1,026684	1,028815	1,012055	1,011209

Zapis w powyższej tabeli należy interpretować w następujący sposób:

Y_{n-1} – wartości sprawności pierwotnej,

Y_i – wartości liczbowe równań regresji $Y_i=f(X_i)$, gdyż jeżeli:

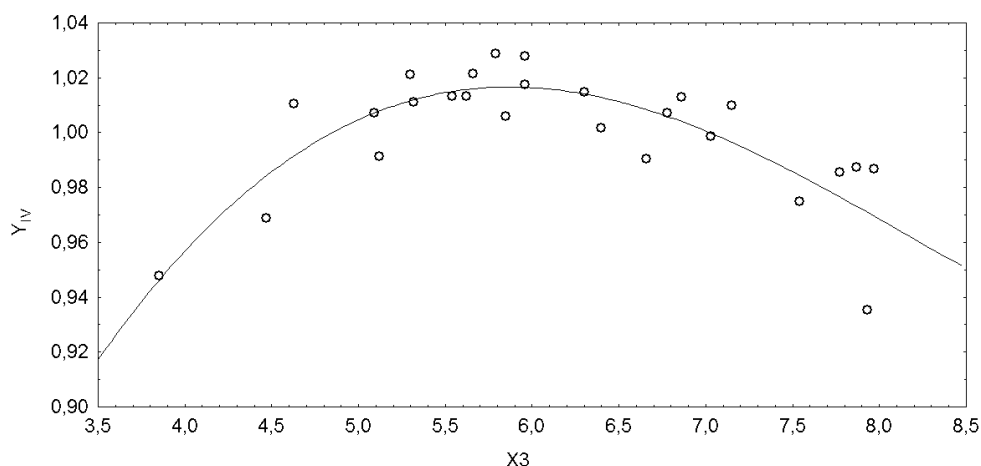
$$Y_n=Y_{n-1}/Y_i \quad (3)$$

to:

$$Y_{II} = Y_I / Y_1 \quad (4)$$

Y_I – wartości sprawności pierwotnej η (wyliczonej na podstawie danych empirycznych).

Wszystkie zamodelowane równania wielomianowe charakteryzują się jednostajnym przebiegiem krzywej aproksymującej, co przedstawiono na rys. 2.



Rys. 2. Wykres funkcji $Y_4=f(X_3)$
 $Y_4 = (0,314476) + (0,253165) * X_3 + (-0,0215695) * X_3^2 + (-0,0008046) * X_3^3 + (0,0001028) * X_3^4$

Tab. 5. Wyniki analizy statystycznej dla układu $n\phi$ HQN, modelowanego równaniami wielomianowymi z tabeli 3

	Współczynnik korelacji R	Udział wariacji wyjaśnionej [%]
$Y_1=f(X_2)$	0,45185	20,417
$Y_2=f(X_1)$	0,93929	88,227
$Y_3=f(X_4)$	0,43439	18,870
$Y_4=f(X_3)$	0,83332	69,442
$Y_5=f(X_5)$	0,22176	4,9177

Należy zaznaczyć, że im mniejsza jest wariancja wartości resztowych wokół wykresu regresji, tym lepsza jest jakość predykcji modelu. W tabeli 5 oprócz procentowego udziału wariacji wyjaśnionej podano również odpowiednie wartości współczynników korelacji R poszczególnych funkcji. Kierując się jego wartością $R \in (0,1)$ dobrano optymalne modele wielomianowe równań regresji. Parametry modelu oszacowano na drodze estymacji za pomocą metody quasi-Newtona.

Przy zastosowaniu równań wielomianowych można uzyskać oczywiście dużo wyższe wartości współczynnika korelacji R wykorzystując do tego celu algorytm regresji krokowej

postępującej lub wstecznej. Biorąc jednak pod uwagę integrację analizy regresji wielokrotnej i metody wielowartościowych drzew logicznych nie można w tym przypadku odrzucić z modelu zmiennych o małym znaczeniu. Postępowanie tego typu może być niezgodne z istotą logicznych drzew decyzyjnych, gdyż zostały one zbudowane w oparciu o wartości logiczne obejmujące odpowiednie przedziały na wszystkich danych pomiarowych.

Celem potwierdzenia danych wyników przeprowadzono kolejne obliczenia, uwzględniające w pierwszym modelu zależności $Y1=f(X2)$ wielomian stopnia pierwszego.

Tab. 6. Zestawienie modeli regresji i odpowiadających im równań wielomianowych dla układu $n \neq$ HQN

Y1=f(X2)	Model	$Y1=a1+a2*X2$
	Równanie	$Y1=(45,00615)+(0,0106206)*X2$
Y2=f(X1)	Model	$Y2=a1+a2*X1+a3*X1^2+a4*X1^3$
	Równanie	$Y2=(-2,71723)+(0,787476)*X1+(-0,0523123)*X1^2+(0,0010977)*X1^3$
Y3=f(X4)	Model	$Y3=a1+a2*X4+a3*X4^2+a4*X4^3+a5*X4^4+a6*X4^5$
	Równanie	$Y3=(-3,3874)+(2,83747)*X4+(-0,682866)*X4^2+(0,0746456)*X4^3+(-0,003474)*X4^4+(0,0000427)*X4^5$
Y4=f(X3)	Model	$Y4=a1+a2*X3+a3*X3^2+a4*X3^3+a5*X3^4$
	Równanie	$Y4=(0,302129)+(0,2629967)*X3+(-0,0244122)*X3^2+(-0,0004556)*X3^3+(0,0000877)*X3^4$
Y5=f(X5)	Model	$Y5=a1+a2*X5+a3*X5^2+a4*X5^3$
	Równanie	$Y5=(-1,042165)+(-0,0350907)*X5+(0,009175)*X5^2+(-0,0007638)*X5^3$

Tab. 7. Wyniki analizy statystycznej dla układu $n \neq$ HQN modelowanego równaniami wielomianowymi z tabeli 6

	Współczynnik korelacji R	Udział wariancji wyjaśnionej [%]
Y1=f(X2)	0,45135	20,372
Y2=f(X1)	0,94050	88,455
Y3=f(X4)	0,44106	19,453
Y4=f(X3)	0,83281	69,358
Y5=f(X5)	0,22121	4,8933

Jak widać zastosowane działanie nieznacznie wpłynęło na końcowe wyniki obliczeń. Należy tutaj jeszcze zaznaczyć, że parametry Q, H, N są ze sobą w interakcji, która zakłóca prawidłową ocenę rangi ważności rozpatrywanych parametrów metodą wielowartościowych drzew logicznych. Ponadto interakcyjność tych trzech parametrów wpływa również niekorzystnie na ocenę jakościową drogą regresyjną, gdyż jednym z warunków prawidłowej analizy regresji jest brak zależności między zmiennymi opisującymi.

Chociaż bazując w tym przypadku na podstawie prawidłowej oceny rangi ważności parametrów pompy wirowej śmigłowej, można tą interakcję w danej analizie uznać za czynnik dopuszczalny.

Dla wykazania istotności kolejności aproksymacji rozrzutów danych pomiarowych odpowiednich parametrów przedstawiono poniżej wyniki rozwiązań analizy jakościowej dla układu φ nHQN.

Tab. 8. Zestawienie modeli regresji i odpowiadających im równań wielomianowych dla układu φ nHQN

Y1=f(X1)	Model	$Y1=a1+a2*X1+a3*X1^2+a4*X1^3$
	Równanie	$Y1=(-147,1965)+(43,09405)*X1+(-2,85065)*X1^2+(0,059421)*X1^3$
Y2=f(X2)	Model	$Y2=a1+a2*X2+a3*X2^2$
	Równanie	$Y2=(0,7018545)+(0,0004249)*X2+(-1,336136e-7)*X2^2$
Y3=f(X4)	Model	$Y3=a1+a2*X4+a3*X4^2+a4*X4^3+a5*X4^4+a6*X4^5$
	Równanie	$Y3=(-6,4253)+(5,36736)*X4+(-1,508787)*X4^2+(0,2062335)*X4^3+(-0,0137076)*X4^4+(0,000354)*X4^5$
Y4=f(X3)	Model	$Y4=a1+a2*X3+a3*X3^2+a4*X3^3+a5*X3^4$
	Równanie	$Y4=(1,61878)+(-0,6756985)*X3+(0,2195834)*X3^2+(-0,0280649)*X3^3+(0,0012418)*X3^4$
Y5=f(X5)	Model	$Y5=a1+a2*X5+a3*X5^2+a4*X5^3$
	Równanie	$Y5=(1,052754)+(-0,0398388)*X5+(0,0096244)*X5^2+(-0,0007571)*X5^3$

Tab. 9. Wyniki analizy statystycznej dla układu φ nHQN modelowanego równaniami wielomianowymi z tabeli 8

	Współczynnik korelacji R	Udział wariancji wyjaśnionej [%]
Y1=f(X1)	0,89330	79,799
Y2=f(X2)	0,74590	55,636
Y3=f(X4)	0,74681	55,772
Y4=f(X3)	0,24492	5,9985
Y5=f(X5)	0,23389	5,4704

Ogólna postać równania regresji wielokrotnej dla tego układu parametrów konstrukcyjnych i eksploatacyjnych φ n HQN przedstawia się następująco:

$$Y=A*Y1(X1)*Y2(X2)*Y3(X4)*Y4(X3)*Y5(X5) \quad (5)$$

Na podstawie tab. 9 można zaobserwować, że wartości współczynników korelacji R dla danego układu parametrów φ nHQN wykazują tendencję malejącą. Świadczy to

o istotności wpływu odpowiedniego parametru na sprawność rozpatrywanego układu. Inaczej można powiedzieć, że φ – kąt nachylenia łopatek wirnika pompy wirowej śmigłowej chce być najbardziej istotnym parametrem w procesie projektowania, a moc – N najmniej istotnym.

Gdyby jednak za kryterium oceny jakościowej hierarchii ważności kolejności danych parametrów na poszczególnych piętrach drzewa logicznego przyjąć iloczyn odpowiednich wartości współczynników korelacji, to otrzymuje się wyniki:

- dla układu $n \varphi$ HQN (na podstawie modeli równań z tab. 3) $R=0,03407$;
- dla układu $n \varphi$ HQN (na podstawie modeli równań z tab. 6) $R=0,03449$;
- dla układu φn HQN (na podstawie modeli równań z tab. 8) $R=0,02851$.

Układ parametrów φn HQN cechuje się najmniejszą iloczynową wartością poszczególnych współczynników korelacji R. Świadczy to o większej istotności prędkości obrotowej n w stosunku do kąta nachylenia łopatek wirnika φ .

Można oczywiście stwierdzić, że w przypadku tab. 5 oraz 7 dla układu parametrów $n \varphi$ HQN współczynniki korelacji R poszczególnych równań nie wykazują jednoznacznej malejącej tendencji. Skutkiem tego jest trudność aproksymacji wykresu rozrzutu danych pomiarowych – parametru eksploatacyjnego n i sprawności pierwotnej η (wyliczonej na podstawie danych emipycznych). Specyficzny charakter tego rozrzutu jest trudny do zamodelowania nie tylko za pomocą zależności wielomianowych, ale także innych funkcji matematycznych z uwzględnieniem jednostajnego przebiegu krzywej regresji. Zaniżona wartość współczynnika R w pierwszym etapie modelowania wpływa niekorzystnie na porządek dalszych obliczeń, a tym samym uniemożliwia określenie monotoniczności wyników statystycznych (pozostałych współczynników korelacji i udziałów wariancji wyjaśnionych). Pomimo tego wartość iloczynowa współczynnika R dla układu $n \varphi$ HQN opisanego równaniami z tab. 3 oraz 6 jest wyższa.

4. Wnioski

Należy pamiętać, że w tego typu analizie nie można uzyskać jednoznacznie prostej odpowiedzi. Ostateczny prognostyczny model regresji wielokrotnej obciążony jest nie tylko błędami poszczególnych funkcji aproksymujących, ale również błędami pomiarowymi danych doświadczalnych.

W pierwszym przypadku dąży się zawsze do minimalizacji funkcji straty tj. otrzymania jak najwyższej wartości współczynnika korelacji R przy zachowaniu jak najprostszej postaci modelu. Podejście tego typu jest bardzo istotne, gdyż wyznacza granice determinujące cel tj. optymalizację obiektu poprzez odpowiednią identyfikację jego charakterystyk przy zawężonym zbiorze rozwiązań – doborze odpowiednich typów funkcji aproksymujących. W tym przypadku skorzystano z równań wielomianowych, gdyż ich charakter dość dobrze dopasowuje się w zależności od stopnia danego równania do rozrzutu danych.

Korzystając z uwag zawartych w rozdziale trzecim, należy zaznaczyć, że w zależności od charakteru rozrzutu danych, tak powinno się dobierać typy funkcji dla modeli regresji, aby były one łatwe do interpretacji i reprezentatywne dla rozpatrywanych

charakterystyk obiektu.

Literatura

1. Łuszczyna R., Partyka M. A.: Standaryzacja danych pomiarowych w badaniach rangi ważności parametrów konstrukcyjno-eksploatacyjnych układów maszynowych z wykorzystaniem logicznych drzew decyzyjnych. *Górnictwo Odkrywkowe* 4–5/2008, s. 231–234.
2. Partyka M. A., Łuszczyna R.: Decyzyjna analiza dokładności ustalania rangi ważności parametrów konstrukcyjnych i eksploatacyjnych pompy wirowej śmigłowej w ruchu turbinowym; Międzynar. Konfer. Nap. i Sterow. Hydr. i Pneum. 2009; Wrocław 2009; Zarz. Główn. SIMP, Ośr. Dosk. Kadr SIMP – Wrocław, Redak. Hydr. i Pneum., s. 130–138.
3. Partyka M. A.: Optymalizacja dyskretna pompy wirowej śmigłowej w ruchu turbinowym – zastosowanie wielowartościowych drzew logicznych. *Napędy i Sterowanie* 1/2004, s. 34–39.
4. Partyka M. A., Sojka M., Grabowski C.: Analiza drzewiasta rangi ważności parametrów konstrukcyjnych i eksploatacyjnych – projektowanie na przykładzie pompy wirowej śmigłowej. *Napędy i Sterowanie* 12/2005, s. 18–22.
5. Partyka M. A., Łuszczyna R., Sojka M.: Zarządzanie projektami na przykładzie optymalizacji pompy wirowej śmigłowej w ruchu turbinowym z uwzględnieniem interpolacji danych pomiarowych. Konfer. Komputerowo Zintegrowane Zarządzanie, Polskie Towarzystwo Zarządzania Produkcją, Opole 2009.
6. Zarzycki M., Rduch J.: Wyniki badań pompy wirowej śmigłowej w ruchu turbinowym. Konfer. Nauk.-Techn. TRANSHYDRO 2001; Szklarska Poręba 2001; Wydz. Mech., Wydz. Mech.-Energ. Polit. Wrocł.; Wrocław 2001.
7. Koziańska A., Stanik – Besler A.: Standaryzacja i metody drzewiaste w ustalaniu rangi ważności parametrów układu maszynowego. XXI Konfer. Probl. Rozw. Masz. Robocz., Zakopane 2008.

Prof. dr hab. Marian. A. PARTYKA
Wyższa Szkoła Zarządzania i Administracji
45-085 Opole, ul. Niedziałkowskiego 18
tel.: (077) 402 19 00/(1)

Mgr inż. Rafał ŁUSZCZYNA
Katedra Mechaniki i Podstaw Konstrukcji Maszyn
Wydział Mechaniczny Politechniki Opolskiej
45-271 Opole, ul. S. Mikołajczyka 5
tel.: (077) 400 60 64
e-mail: rafal.luszczyna@vp.pl



KAPITAŁ LUDZKI
NARODOWA STRATEGIA SPÓJNOŚCI



Praca powstała dzięki współfinansowaniu ze środków Europejskiego Funduszu Społecznego